

La dynamique de l'inflation en France

Laurent BILKE

Direction des Études Économiques et de la Recherche

Centre de Recherche

L'objet de cette étude est de tester statistiquement les hypothèses avancées dans l'article de ce Bulletin intitulé « Quelles hypothèses pour expliquer un changement de régime de l'inflation en France ? », en particulier la possibilité qu'un changement de régime de l'inflation ait été causé par une modification de la politique monétaire. La possibilité et les dates éventuelles des changements de moyenne de l'inflation sont évaluées statistiquement, de même que la persistance de l'inflation qui est définie comme la propension de l'inflation à ne revenir que lentement à son niveau moyen suite à un choc extérieur. Cette étude représente donc le volet macroéconomique de l'"Inflation Persistence Network"¹. Une des innovations qu'elle propose consiste à exploiter des données de prix à la consommation très désagrégées (plus de cent quarante postes) et sur une période très longue (1973-2003).

Trois conclusions principales peuvent être avancées :

- une rupture de la moyenne de l'inflation est bien observée au milieu des années quatre-vingt, elle semble résulter principalement d'une combinaison de facteurs internes (changement du régime de politique monétaire, désindexation des salaires et gel des prix et des salaires) ;*
- une fois tenu compte de cette rupture, la persistance de l'inflation apparaît modérée ;*
- il est difficile de conclure à un changement de la persistance elle même.*

La dynamique de l'inflation en France est donc plus aisément caractérisée par un changement de moyenne que par un changement de persistance.

Mots clés : persistance de l'inflation, politique monétaire,
test de rupture multiple, inflation sectorielle.

Code JEL : E31.

NB : L'auteur remercie Laurent Baudry et Sylvie Tarrieu pour leur assistance, ainsi qu'Hervé Le Bihan pour ses commentaires. Les opinions exprimées dans la présente étude sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque de France. Cette étude est tirée de la Note d'Étude et de Recherche n° 122 et du document de travail de la BCE n° 463 (Bilke, 2005).

¹ L'"Inflation Persistence Network" est un projet de recherche de l'Eurosystème qui vise à améliorer la compréhension de l'inflation grâce à l'exploitation d'un ensemble de bases de données originales.

L'inflation est considérée comme persistante si elle ne converge que lentement vers son niveau d'équilibre (ou vers sa tendance) après un choc (cf. notamment Andrews et Chen, 1994 ; Willis, 2003 ; et Robalo Marques, 2004). Dans ce cadre, la dynamique de l'inflation peut être caractérisée au moyen d'une approche en deux étapes, la première consistant à définir l'inflation tendancielle, la seconde à mesurer la persistance par rapport à cette tendance.

L'objectif de cette étude est de tester, au moyen d'outils statistiques robustes, l'hypothèse d'une inflexion de la tendance de l'inflation (ou plus précisément, de sa moyenne de long terme) et d'évaluer la persistance de l'inflation. Une attention particulière est accordée aux facteurs susceptibles d'avoir entraîné des changements structurels de la dynamique de l'inflation évoqués dans l'étude précédente.

L'analyse mobilise une base de données originale : une rétropolation de l'indice mensuel des prix à la consommation (IPC) et de ses sous-composantes de l'année de base 1990 sur l'IPC de l'année de base 1980. L'échantillon agrégé de l'IPC rétropolé porte sur la période janvier 1973 à janvier 2004. La période d'échantillonnage de cent quarante et une composantes court de février 1972 à janvier 2004 et celle de vingt autres postes de février 1987 à février 2001. Concernant les outils statistiques utilisés, la procédure de tests de la présence de ruptures multiples est une adaptation de la procédure d'Altissimo et Corradi (2003) et la persistance est évaluée comme la somme non biaisée des coefficients autorégressifs. On trouvera de plus amples détails et une discussion des données et des outils statistiques dans le document de travail dont est tirée cette étude (Bilke, 2005).

La section 1 détaille les résultats de l'application de la procédure de test de ruptures multiples aux cent quarante et une séries désagrégées et aux agrégats sectoriels. La section 2 présente des mesures de la persistance de l'inflation, notamment en tenant compte des changements structurels.

I | L'inflation moyenne

Cette section présente et commente les ruptures structurelles dans l'inflation en France et analyse l'incidence de plusieurs chocs limités, comme le passage à l'euro fiduciaire.

I | Détection des ruptures

Une seule rupture est détectée dans l'IPC global, en mai 1985. Parmi les cent quarante et un postes, le test détecte une unique rupture dans plus de 80 % des cas. Les cas d'absence de rupture et celui où deux ruptures se présentent sont identiques (8 %) alors que trois postes seulement enregistrent trois ruptures.

Le tableau ci-dessous présente cette distribution du nombre estimé de ruptures au niveau des divers postes, ventilés par secteurs. Très peu de différences sectorielles apparaissent. Le secteur des services est celui qui présente le plus grand nombre de ruptures, plus de 20 % des postes enregistrant deux ruptures ou davantage. En revanche, près du tiers des postes liés à l'énergie n'affiche aucune rupture (cette catégorie ne peut toutefois pas être pleinement comparée aux autres, compte tenu du faible nombre de postes qu'elle comporte) et une seule rupture est détectée pour près de 90 % des produits industriels. Dans le secteur des produits alimentaires, une seule rupture est identifiée pour 80 % des postes environ, alors que la survenance de deux ruptures ou plus est rare. Les mêmes observations peuvent être effectuées au niveau sectoriel agrégé (cf. deuxième tableau) : une rupture unique est détectée, sauf dans le cas de l'agrégat des services, pour lequel deux ruptures sont identifiées.

Les dates de rupture au niveau sectoriel apparaissent remarquablement concentrées autour de la date de la seule rupture ayant affecté l'IPC global : 89 % des postes font apparaître une rupture dans les trois années antérieures et postérieures à mai 1985 (cf. graphique) et, là encore, on ne constate pas de différence significative entre secteurs. Si l'on tient compte du poids de chaque article dans le panier des

Fréquence des ruptures au niveau désagrégé

	Nombre de ruptures		
	0	1	≥ 2
IPC agrégat	0,00	1,00	0,00
141 composantes	0,08	0,82	0,10
Dont :			
Alimentaire non transformé	0,17	0,83	0,00
Alimentaire transformé	0,19	0,78	0,04
Biens industriels hors énergie	0,02	0,89	0,09
Énergie	0,29	0,71	0,00
Services	0,03	0,76	0,21

Dates des ruptures au niveau sectoriel

	1 ^{ère} date	2 ^{ème} date
IPC	Mai 1985	-
Alimentaire non transformé	Juillet 1984	-
Alimentaire transformé	Mai 1984	-
Biens industriels hors énergie	Juillet 1985	-
Énergie	Avril 1985	-
Services	Septembre 1983	Février 1993

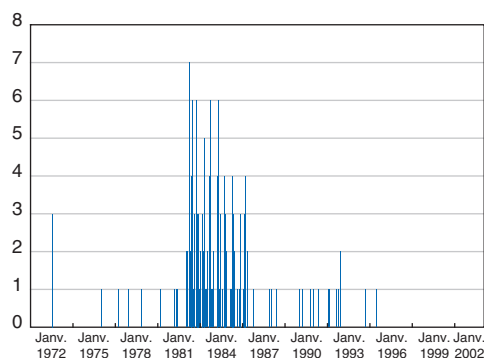
biens et services, la coïncidence des dates de rupture apparaît toujours aussi forte (cf. deuxième graphique). Ainsi, 30 % de l'indice des prix est sujet à rupture en 1983, 18 % en 1984, 17 % en 1985, 11 % en 1986 et 6 % en 1987.

D'un point de vue statistique, deux dates de rupture peuvent être considérées comme identiques si elles sont distantes de moins de trois ans et quatre mois (Bilke, 2005).

L'inflation moyenne fléchit de 11 %, avant la rupture de mai 1985, à 2 % après. Tous les secteurs sont affectés de façon comparable, à l'exception notable des services pour lesquels la hausse des prix demeure plus vigoureuse que la moyenne après la rupture observée au milieu des années quatre-vingt (à près de 5 %), et s'établit à moins de 2 % après une deuxième rupture au début des années quatre-vingt-dix. Toutefois, le début des années quatre-vingt-dix n'a pas été une période marquée par des changements structurels généralisés, les ruptures constatées se limitant au secteur des services.

Dates des ruptures

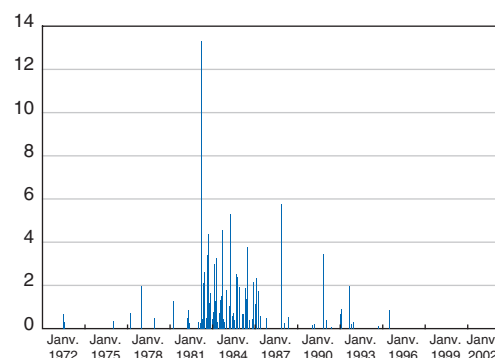
(en nombre de ruptures)



Note : Le graphique reporte le nombre de ruptures à chaque date parmi les 141 composantes du panier.

Dates des ruptures pondérées

(en %)



Note : Le graphique reporte le pourcentage de l'ensemble du panier pour lequel une rupture est observée aux différentes dates, en tenant compte du poids que représente chaque bien et service au sein du panier.

I | 2 Éléments d'interprétation

Une seule période de changement généralisé du profil de l'inflation semble donc s'être produite, au milieu des années quatre-vingt. Comme il est difficile de calculer une règle de politique monétaire pour tester un changement structurel dans la conduite de la politique monétaire en France (pour les raisons invoquées dans une autre étude de ce dossier « Quelles hypothèses pour expliquer un changement de régime de l'inflation en France ? »), l'utilisation de séries chronologiques désagrégées peut donner des indications utiles sur les raisons d'une rupture structurelle de l'inflation. En particulier, les rôles respectifs joués par certains facteurs externes seront examinés, tels que les cours du pétrole, le degré d'ouverture de l'économie ou les taux de change (au moins partiellement externes) et de certains facteurs internes, liés à la politique monétaire ou à la désindexation des salaires.

On considère parfois qu'un changement du régime global de change a été le moteur de la mutation structurelle observée aux États-Unis dans les années quatre-vingt. Toutefois, en France, un choc structurel de taux de change pourrait être lié en partie à une modification de la politique monétaire, dont le volet externe a été la politique du « franc fort ». Si l'on considère le cas d'une modification du régime de change d'origine purement externe, les prix des biens faisant l'objet d'échanges internationaux devraient être affectés en premier, avant toute répercussion sur les secteurs abrités. Les données relatives aux

dates de rupture au niveau des agrégats sectoriels et des différents postes recensées dans les années quatre-vingt ne confortent pas cette hypothèse. Sur cette période, les services, qui font moins l'objet d'échanges internationaux que les biens, ont enregistré une rupture avant les quatre autres secteurs, en septembre 1983. Au niveau des différents postes, de nombreux services ne faisant pas l'objet d'échanges ont présenté une rupture dans les années quatre-vingt, tels que les services médicaux, dentaires et paramédicaux (avril ou juin 1983), culturels (1983), d'entretien des logements (avril 1984), de distribution de l'eau (mai 1982), d'éducation (novembre 1983), de restauration (avril 1983) ou de coiffure (octobre 1983). Dans l'ensemble, aucune différence systématique n'a pu être relevée entre les postes faisant l'objet d'échanges internationaux et les autres.

Dans la version de cette étude publiée sous la forme de document de travail, il est montré de façon similaire que ni les évolutions des cours du pétrole ni le renforcement de l'exposition à la concurrence internationale ne peuvent avoir constitué les moteurs des changements structurels observés au milieu des années quatre-vingt (Bilke, 2005). Dès lors, il est très probable qu'une combinaison de facteurs internes décrits dans la précédente étude (changement du régime de politique monétaire, suppression de l'indexation des salaires, gel des prix et des salaires) constitue la principale explication du ralentissement structurel de l'inflation.

I | 3 Chocs transitoires

L'analyse des dates de rupture au niveau désagrégé peut également se révéler utile pour évaluer l'incidence de certains chocs spécifiques sur l'inflation.

Le passage à l'euro fiduciaire

À une date si proche de la fin de période sous revue, la puissance du test de ruptures, c'est-à-dire sa capacité à ne pas conclure à tort à l'absence de rupture ², devrait être faible, en particulier pour des processus à persistance élevée. Toutefois, il convient de noter que, dans les cent quarante et une séries de prix par postes

et les six séries d'agrégats, aucune rupture n'a été détectée au cours des deux années qui ont précédé et suivi le passage à l'euro fiduciaire (janvier 2002). Par conséquent, compte tenu du nombre élevé de séries chronologiques considérées, on peut considérer que le passage à l'euro fiduciaire n'a pas exercé d'incidence structurelle sur l'inflation ³.

Les modifications des taux de TVA

La rupture du milieu des années quatre-vingt ne coïncide pas avec une baisse du taux de la taxe sur la valeur ajoutée (TVA), comme celle intervenue à la fin des années quatre-vingt/début des années quatre-vingt-dix (cf. l'étude précédente). S'agissant du relèvement du taux de TVA en août 1995, une seule rupture de la moyenne a été observée, en octobre 1995 : elle a porté sur les autres services d'entretien des logements. Par ailleurs, aucun changement n'est intervenu aux alentours de la baisse du taux normal de la TVA en avril 2000. La même observation peut être formulée concernant la modification de ce taux en 1977 : on n'a pratiquement observé aucune rupture aux alentours de cette période. Par conséquent, les deux dernières modifications générales du taux de TVA n'ont pas exercé d'effet permanent sur l'inflation.

S'agissant des modifications des taux de TVA appliqués à des postes particuliers, le tableau est un peu plus nuancé. Ainsi, la réduction, en juillet 1982, du taux de TVA appliqué aux produits alimentaires et aux publications n'a pas entraîné de rupture pour la première catégorie, mais elle pourrait en avoir provoqué une pour la seconde (une rupture a été détectée pour la presse en avril 1982). Toutefois, aux alentours de septembre 1987, date à laquelle les taux appliqués aux véhicules automobiles neufs et aux boissons non alcoolisées ont été abaissés, aucune rupture n'a été enregistrée concernant ces postes. De même, aucune rupture ne s'est produite après la baisse des taux de TVA appliqués aux médicaments et aux publications.

Dans l'ensemble, les modifications générales des taux de TVA ne semblent pas avoir d'incidence sur l'inflation moyenne, alors que, dans certaines circonstances, des changements de taux spécifiques ont pu exercer des effets.

² Les propriétés du test en échantillon fini ont fait l'objet d'une étude détaillée dans la version document de travail (Bilke, 2005).

³ Attal-Toubert et al. (2002) montrent par ailleurs que le passage à l'euro fiduciaire a eu un effet de court terme modéré sur l'inflation.

2| Mesures de la persistance de l'inflation

Le cas extrême de la persistance est celui de la racine unitaire : un changement du niveau de l'inflation consécutif à un choc extérieur n'est alors jamais complètement effacé. La persistance a alors une valeur proche de 1. À l'inverse, une mesure très inférieure à 1 correspond à une faible persistance. En pratique, la persistance est généralement mesurée comme l'autocorrélation d'ordre 1 (comme dans la représentation simplifiée proposée dans l'article « Quelles hypothèses pour expliquer un changement de régime de l'inflation en France ? ») ou comme la somme non biaisée des coefficients d'un processus auto-régressif (Andrews et Chen, 1994) qui est la mesure que nous avons choisie ici.

En vue d'évaluer l'incidence de l'introduction de changements structurels, on estime d'abord la persistance de l'inflation en utilisant délibérément l'hypothèse incorrecte d'une moyenne stable. Le tableau ci-dessous présente ces estimations, dites « naïves ». La persistance de l'inflation semble forte et l'hypothèse d'une racine unitaire peut difficilement être rejetée pour l'IPC global, les produits industriels et les services.

Les changements structurels sont ensuite ajoutés à l'évaluation de la persistance. Comme prévu par Perron (1990) et également observé par Levin et Piger (2004) pour plusieurs autres pays, la persistance de l'inflation diminue de façon spectaculaire dans tous les cas (cf. tableau ci-contre). Les baisses les plus spectaculaires portent sur les deux prix des agrégats de produits alimentaires. L'estimation sans biais médiane de la persistance de l'IPC global revient de 0,98 à 0,76, après prise en compte du changement structurel.

Estimation « naïve » de la persistance (sans tenir compte du changement structurel)

	ρ	IC 90%
IPC	0,98	[0,92 ; 1,01]
Alimentaire non transformé	0,54	[0,40 ; 0,68]
Alimentaire transformé	0,80	[0,73 ; 0,90]
Biens industriels hors énergie	0,97	[0,89 ; 1,01]
Énergie	0,37	[0,29 ; 0,45]
Services	1,00	[0,95 ; 1,03]

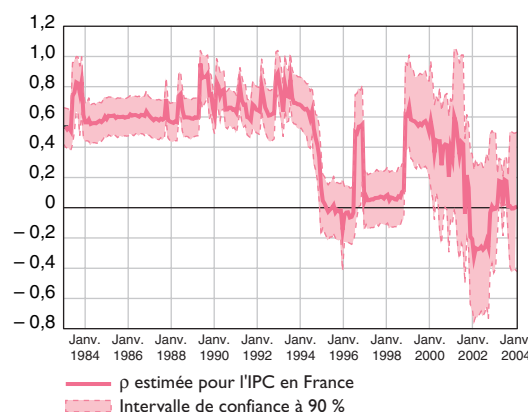
Persistance (en tenant compte du ou des changements structurels)

	ρ	IC 90%
IPC	0,76	[0,64 ; 0,88]
Alimentaire non transformé	0,15	[0,07 ; 0,23]
Alimentaire transformé	0,34	[0,26 ; 0,41]
Biens industriels hors énergie	0,72	[0,58 ; 0,84]
Énergie	0,28	[0,19 ; 0,36]
Services	0,44	[0,23 ; 0,60]

Note pour les deux tableaux : la première colonne (ρ) reporte la persistance et la seconde un intervalle de confiance à 90% autour de α .

Taylor (1998) suggère qu'une modification structurelle de la politique monétaire peut provoquer un changement de la persistance de l'inflation. Nous avons examiné la possibilité d'un changement du paramètre de persistance en calculant des régressions sur des fenêtres glissantes de 10 ans. D'un point de vue méthodologique, nous nous conformons à Pivetta et Reis (2003) et O'Reilly et Whelan (2004). Leurs travaux concluent à la stabilité du paramètre de persistance, respectivement aux États-Unis et dans la zone euro. Le graphique ci-dessous représente le paramètre de persistance estimé de l'IPC français, avec son intervalle de confiance de 90 %. Ce dernier fournit des indications importantes, les intervalles s'étant élargis au cours des dernières années. La persistance de l'inflation globale pourrait avoir diminué au début et au milieu des années quatre-vingt-dix, mais nous ne pouvons pas en conclure que cette information demeure valide, que ce soit à la fin des années quatre-vingt-dix ou au début de la décennie suivante.

Persistance glissante
Fenêtres de régression de 10 ans



Selon Granger (1980) et la littérature relative à la « mémoire longue », un agrégat devrait présenter une autocorrélation supérieure à l'autocorrélation moyenne des séries qui le composent. Nos mesures confirment cet effet théorique prévu d'agrégation sur la persistance. Dans les tableaux de la page précédente, des six agrégats considérés, la persistance de l'IPC est soit la valeur la plus élevée, soit l'une des plus élevées.

L'étude des propriétés statistiques des données désagrégées d'inflation confirme ce que l'intuition suggérait : le principal changement structurel a eu lieu au milieu des années quatre-vingt, notamment au moment où la France adoptait un régime de politique monétaire plus rigoureusement orienté vers la maîtrise de l'inflation. Une fois ce changement structurel pris en compte, l'hypothèse d'une racine unitaire de l'inflation peut être définitivement écartée.

Bibliographie

Altissimo (F.) et Corradi (V.) (2003)

"Strong rules for detecting the number of breaks in a time series", *Journal of Econometrics* 117, p. 207-244

Andrews (D.W.K.) et Chen (H.-Y.) (1994)

"Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(2), p. 187-204

Attal-Toubert (K.), de Belleville (L.-M.) et Pluyaud (B.) (2002)

« L'impact à court terme sur les prix du passage à l'euro fiduciaire », *Bulletin de la Banque de France*, n° 105

Bilke (L.) (2005)

"Break in the mean and persistence of inflation: a sectoral analysis of French CPI", Banque de France, *Notes d'Étude et de Recherche*, n°122, et, Banque centrale européenne, *Working Paper Series*, n°463

Granger (C.W.J.) (1980)

"Long memory relationships and the aggregation of dynamic models", *Journal of Econometrics*, 14-2, p. 227-238

Levin (A.) et Piger (J.) (2004)

"Is inflation persistence intrinsic in industrial economies?", Banque centrale européenne, *Working Paper Series*, n° 334

O'Reilly (G.) et Whelan (K.) (2004)

"Has euro-area inflation persistence changed over time?", Banque centrale européenne, *Working Paper Series*, n° 335

Pivetta (F.) et Reis (R.) (2003)

"The persistence of inflation in the United States", Mimeo, Harvard University

Perron (P.) (1990)

"Testing for a unit root in a time series with a changing mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, n° 8, p. 153-162

Robalo Marques (C.) (2004)

"Inflation persistence: facts or artefacts?", Banque centrale européenne, *Working Paper Series*, n° 371

Taylor (J.) (1998)

"Monetary policy guidelines for unemployment and inflation stability", in J. Taylor and R. Solow (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier

Willis (J.L.) (2003)

"Implications of structural changes in the US economy for pricing behavior and inflation dynamics", *Economic Review*, 1^{er} trimestre 2003, Federal Reserve Bank of Kansas City